

ТЕХНІЧНІ НАУКИ

Печенюк Б.Є.

магістр,

Науковий керівник: Яценко М.М.

кандидат технічних наук, доцент,

Національний транспортний університет

ДОСЛІДЖЕННЯ ПОТОКУ ВІДМОВ МІСЬКИХ АВТОБУСІВ З УРАХУВАННЯМ ТРЕНДУ І СЕЗОННОЇ СКЛАДОВОЇ

Дослідження потоку відмов міських автобусів спрямоване на визначення об'єктивних закономірностей розвитку процесів, що протікають в зоні поточного ремонту (ПР) в умовах пасажирського автотранспортного підприємства (АТП). Такі дослідження можливо здійснювати на основі часових рядів (трендів). Моделі, побудовані на основі аналізу часових рядів, дозволяють застосовувати математико-статистичні методи для опису закономірностей функціонування реальних систем. Для отримання досить точних і надійних прогнозів необхідно детально вивчити дійсний стан явища або процесу [1]. Для будь-якого статистичного аналізу необхідно, щоб аналізована інформація відповідала вимогам достовірності, повноти і однорідності [2].

Пасажирське АТП можливо представити як замкнену систему масового обслуговування (СМО), вхідний потік відмов в якій доцільно об'єднати для подальшого розгляду в групи робіт, схожих за використанням технологічним обладнанням, трудомісткістю виконання або кваліфікацією виконавців.

На основі аналізу первинної документації АТП № 1 за 2013–2020 рр. по наступних марках автобусів: Богдан А091, А092, Ataman А092; БАЗ-А079, БАЗ-А081.10 «Волошка»; ЛАЗ-52527, МАЗ 103-060, МАЗ 103-061; ЛАЗ-А191; Електрон А18501 отримана фактична кількість ремонтних дій за кожний місяць відповідно до вказаної класифікації. Для вивчення і прогнозування зміни структури робіт з ПР по автобусах в середньостроковій перспективі застосуємо аналіз часових рядів, що містять сезонну компоненту. Розрахунки за цією методикою можуть

бути проведені по адитивній і мультиплікативній моделі [3; 4]. Адитивна модель прогнозу має вигляд:

$$y_t^* = y_t + S_t + e_t, \quad (1)$$

де y_t^* – прогнозні значення часового ряду; y_t – середнє значення прогнозу (тренд); S_t – складова прогнозу, що відбиває періодичні сезонні коливання; e_t – випадкова величина відхилення прогнозу, обумовленого стохастичним характером процесу.

Застосування мультиплікативних моделей обумовлене тим, що в деяких часових рядах значення сезонної компоненти є певною часткою трендового значення. Ці моделі можна представити формулою:

$$y_t^* = y_t \times I_S + e_t, \quad (2)$$

де I_S – коефіцієнт (індекс), що враховує сезонні коливання.

На практиці відрізнити адитивну модель від мультиплікативної можна за величиною сезонної варіації. Відомо, що адитивній моделі властива практично постійна сезонна варіація (незмінний парк автобусів), тоді як у мультиплікативної вона зростає або убиває (списання або поповнення парку), графічно це виражається в зміні амплітуди коливання сезонного фактору в ту або іншу сторону. Пояснимо на прикладі постових робіт по заміні і регулюванню приладів електрообладнання для автобуса ЛАЗ А191 на основі початкових даних. Методика включає наступні етапи:

1) визначення структури сезонних коливань і періоду цих коливань. При аналізі часових рядів поняття «сезон» в прогнозуванні застосований до будь-яких систематичних коливань. Наприклад, якщо йдеться про вивчення товарообігу протягом тижня під терміном «сезон» розуміється один день [1]. Оскільки в нашому випадку йдеться, про істотну зміну кількості відмов і несправностей по електрообладнанню впродовж року, то цілком доречно стверджувати про сезонну варіацію вхідного потоку періодичністю 12 місяців.

2) оцінка тренду, що якнайкраще апроксимує фактичні дані. Для відображення основної тенденції розвитку явищ в часі або моделі процесу застосовуються різні рівняння (поліноми різних степенів, експоненти, степеневі функції і т.д.) а також метод ковзаючого середнього [3]. Для монотонно зростаючих (убиваючих) часових рядів найбільш прийнятним є використання лінійного тренду виду $y(t) = a + bt$, як найбільш простого і зручного. У такому разі параметри моделі прогнозування визначаються за допомогою методу найменших квадратів

(МНК), отримаємо формули для визначення параметрів моделі прогнозування [5–7]:

$$a = \frac{\sum_{i=1}^N y_i \times \sum_{i=1}^N (t_i)^2 - \sum_{i=1}^N t_i \times \sum_{i=1}^N t_i y_i}{N \sum_{i=1}^N (t_i)^2 - \left(\sum_{i=1}^N t_i \right)^2} \quad ; \quad b = \frac{N \sum_{i=1}^N t_i y_i - \sum_{i=1}^N t_i \times \sum_{i=1}^N y_i}{N \sum_{i=1}^N (t_i)^2 - \left(\sum_{i=1}^N t_i \right)^2} \quad (3)$$

Для даного прикладу обмежимося результатом розрахунку коефіцієнтів лінійного тренду: $y = 74,363 - 0,1693t$. Для $t = 1$ і $y_1 = 74,363 - 0,1693 \cdot 1 = 74,2$, для $t = 2$ $y_2 = 74,363 - 0,1693 \cdot 2 = 74,02$, для $t = 3$ $y_3 = 74,363 - 0,1693 \cdot 3 = 73,85$ і т. д. до $t = 84$. Визначення трендових значень кількості відмов по інших системах і марках рухомого складу (РС) здійснюється аналогічно.

3) визначення сезонної складової. Для адитивної моделі вона визначається як різниця між фактичним місячною кількістю заїздів в ПР по цій системі машини і розміром тренду, отриманим аналітично, а для мультиплікативних моделей – як відношення. У першому випадку, для січня місяця середня оцінка сезонної складової:

$$S_1 = (47,8 + 7,84 + 9,87 + 7,9 + 12,93 + 11,964 + 18,99) / 7 = 16,76 \text{ од.},$$

Оцінка сезонної компоненти для лютого місяця:

$$S_2 = (53,98 + 20,01 + 22,039 - 3,93 - 2,9 + 15,13 + 18,16) / 7 = 17,49 \text{ од.}$$

Аналогічно для інших місяців: $S_3 = 9,08$ од., $S_4 = 5,02$ од., $S_5 = 22,42$ од., $S_6 = 18,39$ од., $S_7 = 18,39$ од., $S_8 = 2,342$ од., $S_9 = 6,89$ од., $S_{10} = 0,56$ од., $S_{11} = 12,17$ од., $S_{12} = 17,33$ од.

Для мультиплікативної моделі середні індекси сезонності визначаються аналогічно:

$$I_{S1} = (1,64 + 1,109 + 1,141 + 1,116 + 1,196 + 1,187 + 1,306) / 7 = 1,2427 \text{ од.}$$

Інші індекси сезонності: $I_{S2} = 1,25$ од., $I_{S3} = 1,14$ од., $I_{S4} = 0,925$ од., $I_{S5} = 0,667$ од., $I_{S6} = 0,73$ од., $I_{S7} = 0,73$ од., $I_{S8} = 0,956$ од., $I_{S9} = 0,9$ од., $I_{S10} = 0,99$ од., $I_{S11} = 1,19$ од., $I_{S12} = 1,26$ од.

Передбачається, що сезонні коливання за повний цикл взаємозрівноважуються. Для адитивної моделі це означає, що сума значень сезонної компоненти за 1 рік дорівнює нулю, тоді коригуючий коефіцієнт дозволяє перейти від усереднених спостережуваних частот до вирівняних:

$$k_a = (16,76 + 17,49 + 9,09 - 5,02 - 22,42 - 18,39 - 2,32 - 6,877 - 0,57 + 12,17 + 17,33) / 12 = 0,001.$$

Для мультиплікативної моделі сума значень по певних періодах дорівнює числу періодів в циклі, коригуючий коефіцієнт:

$$k_m = (1,243 + 1,25 + 1,14 + 0,92 + 0,667 + 0,73 + 0,73 + 0,956 + 0,9 + 0,99 + 1,19 + 1,26) / 12 = 0,999;$$

Скореговані значення сезонної компоненти або індекси сезонності дорівнюють добутку середніх оцінок k_a і k_m відповідно. Отримані таким чином значення S_t і I_{St} можуть використовуватися в подальшому для прогнозування.

4) прогнозування на основі даних, з яких виключена сезонна складова. Необхідно мати на увазі, що мінімальне рекомендоване співвідношення довжини передпрогнозного періоду і періоду прогнозу становить 3:1. У нашому розпорядженні є статистика відмов за попередні 84 місяці (ЛАЗ-А191) і Електрон А18501 (48 місяців). Знаходимо прогноз наступного року $t = 85 \div 96$) за формулами 3, припустивши, що загальні тенденції і сукупність факторів системи, що зумовлювали її функціонування, в ретроспективі збережуться на період прогнозування. Для цього в даному прикладі продовжимо тренд на 12 місяців 2020 р. і скоректуємо з урахуванням сезонної складової. Адитивна модель: $y_{85} = 74,363 - 0,1693 \cdot 85 + 16,76 = 76,732$ од.; $y_{86} = 74,363 - 0,1693 \cdot 86 + 17,49 = 77,303$ од., $y_{87} = 74,363 - 0,1693 \cdot 87 + 9,08 = 68,732$ од. і т.д. аналогічно: $y_{88} = 54,45$ од.; $y_{89} = 36,87$ од.; $y_{90} = 40,73$ од.; $y_{91} = 40,59$ од.; $y_{92} = 56,45$, $y_{93} = 51,73$ од.; $y_{94} = 59,02$ од.; $y_{95} = 70,46$ од.; $y_{96} = 75,46$ од.

Мультиплікативна модель: $y_{85} = (74,363 - 0,1693 \cdot 85) \cdot 1,2427 = 74,53$ од.; $y_{86} = (74,363 - 0,1693 \cdot 86) \cdot 1,25 = 74,75$ од.; $y_{87} = (74,363 - 0,1693 \cdot 87) \cdot 1,14 = 67,98$ од. і т.д. $y_{88} = 55,0$ од.; $y_{89} = 39,5$ од.; $y_{90} = 43,16$ од.; $y_{91} = 43,0$ од.; $y_{92} = 56,2$ од.; $y_{93} = 52,76$ од.; $y_{94} = 57,86$ од.; $y_{95} = 69,35$ од.; $y_{96} = 73,2$ од. Результати розрахунків по даному прикладу представлені в графічній формі на рис. 1.

5) обчислення похибки моделі прогнозування. Похибку прогнозу можливо оцінити за середньоквадратичним відхиленням:

$$S_y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (y_i^p - y_i)^2}{k}}, \quad (4)$$

де y_i^p – розрахункові значення спостережуваного ряду; y_i – відповідні фактичні значення; k – число ступенів свободи, що визначається в

залежності від розміру вибірки N і числа параметрів моделі тренду z ,
 $k = N - z$.

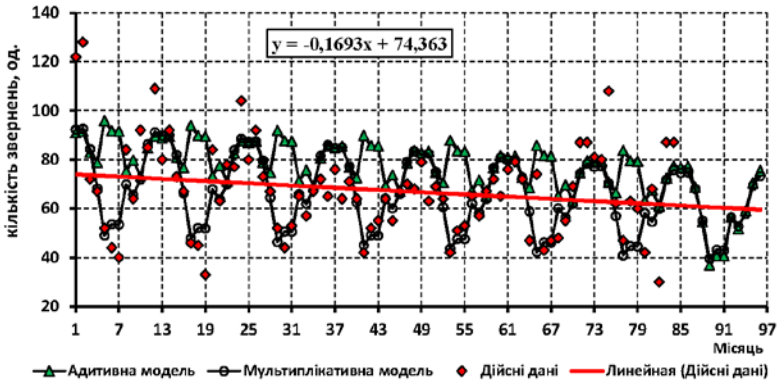


Рис. 1. Заміна і регулювання елементів електрообладнання ЛАЗ-А191

Джерело: побудовано автором на основі статистичних даних

Значення стандартної похибки, по-перше, дозволяє стверджувати про якість отриманих прогнозних моделей в цілому, а по-друге, при побудові імітаційної моделі зони ПР вибирати апроксимацію, яка повторює емпіричні дані якнайкраще. Для сезонної нерівномірності відмов електрообладнання ЛАЗ-А191:

$$s_y = \sqrt{\frac{4890,55}{(84-2)}} = 7,77$$

адитивна модель:

$$s_y = \sqrt{\frac{5190,53}{(84-2)}} = 7,95$$

мультиплікативна модель:

Для врахування можливих нових тенденцій необхідно регулярно уточнювати модель на основі моніторингу фактично отриманих даних про відмови машин, додаючи їх або замінюючи ними дані статистичної бази, на основі якої будується модель.

Отже, в результаті проведеного дослідження часових рядів встановлені закономірності формування потоку вимог на проведення ПР, а також визначені параметри детермінованих математичних моделей надходження відмов і несправностей в часі. Потік відмов міських

автобусів має виражену сезонність, що обумовлено змінами погодних умов і режиму експлуатації впродовж року.

Список використаних джерел:

1. Садовникова Н. А., Шмойлова Р. А. Анализ временных рядов и прогнозирование : учебное пособие. Москва, 2011. 258 с.
2. Гурвич И.Б., Сыркин П.Э. Эксплуатационная надёжность автомобильных двигателей. Москва : Транспорт, 1984. 141 с.
3. Лукинский В.С., Малевич Ю.В. Модели и методы теории логистики. под ред. В.С. Лукинского. Санкт-Петербург : Питер. 2008. 448 с.
4. Четыркин Е.М. Статистические методы прогнозирования. 2-е изд., перераб. и доп. Москва : Статистика, 1977. 200 с.
5. Дмитриев О.А. Междугородные автобусные перевозки. Москва : Транспорт, 1982. 216 с.
6. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. Москва : Финансы и статистика, 1987. 351 с.
7. Ферстер Э., Рёнц Б. Методы корреляционного и регрессионного анализа: руководство для экономистов. Москва : Финансы и статистика, 1983. 303 с.